

---

## Revista de Economía del Rosario

---

### Determinantes de las tasas universitarias de graduación, retención y deserción en Puerto Rico: un estudio de Caso<sup>1</sup>

**Horacio Matos-Díaz\***

Universidad de Puerto Rico en Bayamón

Recibido: marzo 2009 - Aprobado: mayo 2009

**Resumen.** En este estudio se modelan las probabilidades de graduación, deserción y retención en la Universidad de Puerto Rico en Bayamón. Con este propósito, el expediente académico de cada uno de los 17,814 estudiantes admitidos durante los años académicos de 1995-96 a 2005-06 se rastrea hasta el último semestre del período y se determina su estatus académico: graduado, trasladado, activo, suspendido, dado de baja total o desertor. Basados en la proporción de estudiantes que pertenecen a las primeras tres categorías, se evidencia un limitado desempeño institucional, pues sólo un 44 por ciento tuvo una ejecución académica exitosa. Las probabilidades de graduación, retención y deserción de los estudiantes varían a través del tiempo y están significativamente influidas por su género, sus programas académicos, así como por las escuelas y las universidades de donde proceden.

**Palabras clave:** graduación, deserción, retención, ÍGS, métodos de máxima verosimilitud.

**Clasificación JEL:** I20.

**Abstract.** This paper estimates the probabilities of graduation, retention, and attrition for the University of Puerto Rico at Bayamón. For this purpose, the academic record of each one of the 17,814 students admitted during the academic years 1995-96 up to 2005-06 (spring) is scrutinized. The academic status of students is classified as graduated, transferred, active, total withdrawal, or disappeared. The evidence points to a record of limited academic success: For

---

<sup>1</sup>Los resultados presentados son parte de un trabajo más extenso llevado a cabo durante el año académico de 2006-07 mientras disfruté de una licencia sabática para investigación conferida por la UPR-Bayamón. He incurrido en una enorme deuda de gratitud con mis colegas y amigos Gilberto Calderón y Dwight García por su apoyo en documentación y edición. También deseo expresar mi agradecimiento a Alfred J. Crouch Ruiz, con quien tuve el beneficio de discutir estas ideas. Las críticas y sugerencias formuladas por María Enchautegui Román, catedrática de la UPR Recinto Río Piedras, ayudaron a mejorar el contenido y presentación final del estudio: para ella mi agradecimiento. Es de rigor señalar que los errores y omisiones que persistan son de mi única y entera responsabilidad.

\*Catedrático de Economía, Departamento de Administración de Empresas, e-mail: [horacio.matos1@upr.edu](mailto:horacio.matos1@upr.edu)

the period analyzed, only 44 percent of students got their degree. The students' probabilities of graduation, retention, and attrition vary over time and are significantly influenced by gender, academic programs, and the high schools and universities from which they came from.

**Keywords:** graduation, retention, attrition, IGS, maximum likelihood methods.

**JEL classification:** I20.

## 1. Introducción

Muchos educadores sostienen que el mejor criterio disponible para medir el éxito académico alcanzado por las universidades es la proporción de sus estudiantes que logra completar el grado de bachillerato (Zwick y Sklar, 2005). Sobre este punto, DesJardins et al. (2002) citan a Murphy y Welch (1993) para sustentar el hecho de que los graduados de universidad ganan dos veces más que los graduados de pregrado, y seis veces más que los desertores de dicho nivel educativo. Así también, citan a Díaz-Jiménez et al. (1997) para destacar el hecho de que la riqueza de los graduados de universidad es dos veces y media mayor que la de los graduados de escuela superior y cinco veces mayor que la de los desertores de escuela superior.

Cabe destacar que los resultados citados provienen de estudios realizados en países industrializados. Puerto Rico es un país en vías de desarrollo, por lo que sería de esperar que la educación provista por la Universidad de Puerto Rico (UPR) desempeñara un papel preponderante como agente promotor de movilidad y justicia social, así como de equidad en la distribución de la riqueza en el país. En dicho contexto, es de suma importancia que se documente toda la información relacionada con las tasas de graduación, retención y deserción de las unidades que componen el Sistema de la Universidad de Puerto Rico (S-UPR) y se analice críticamente. Entre otros objetivos, este estudio analiza detalladamente el comportamiento de dichas tasas a través del tiempo, en el caso particular de la UPR en Bayamón (UPR-B).

Los enfoques metodológicos adoptados en la literatura, aunque variados, van dirigidos fundamentalmente a modelar dos fenómenos. En primera instancia, algunos estudios intentan modelar variables dicótomas del tipo: graduación no graduación, o baja total o no baja total. Los siguientes estudios constituyen una muestra (no representativa) del primer enfoque: McArdle y Hamagami (1994); Smith y Naylor (2001); Naylor y Smith (2004); Light y Strayer (2000); Stratton et al. (2008); Singell (2004); Arulampalam et al. (2005); Sandy et al. (2006); Montmarquette et al. (2001); Di Pietro y Cutillo (2008) y Jepsen (2008). Un segundo enfoque pretende modelar el tiempo transcurrido hasta que ocurren los eventos de interés: graduación o deserción (DesJardins et al. 2002, 2006).

Pretender replicar en la UPR-B el enfoque metodológico del tipo graduación o no graduación, o baja total o no baja total podría ser limitante, pues se excluirían otras alternativas disponibles a los estudiantes. Por ejemplo, el indicador de éxito académico de los estudiantes admitidos a los programas de

traslado es la posibilidad de que se concrete el mismo, no el evento de graduación. Por otro lado, algunos estudiantes pueden ser suspendidos por deficiencias académicas, mientras que otros podrían optar por darse de baja total, continuar estudios o sencillamente desaparecer de la UPR-B sin proveer información sobre las razones para haberlo hecho ni sobre su paradero. Con todo esto, en un momento determinado de su carrera universitaria cada estudiante podría ser clasificado en una de las seis siguientes categorías o estatus académicos: graduado de grado asociado o de bachillerato, [G], trasladado o solicitante de traslado a una unidad del S-UPR, [T], activo como estudiante en la UPR-B, [A], suspendido de la UPR-B, [S], de baja total de la UPR-B,  $[W_T]$  y, en el caso de que no se le pueda ubicar en ninguna de las cinco categorías anteriores, desaparecido, [D]. A diferencia de los estudios citados, en éste se modelan los determinantes de la probabilidad en que en un determinado momento del tiempo, un estudiante podría ser clasificado en una de estas seis categorías.

El estudio se organiza de la siguiente manera. La segunda sección se dedica a la discusión de la base de información utilizada y a especificar los modelos estadísticos a estimar. En la tercera sección se discuten los resultados. La cuarta y última sección cierra el estudio con un resumen y sugiere conclusiones de corte general.

## 2. Base de datos y modelos a estimar

La información utilizada en este estudio proviene de los expedientes académicos de tres diferentes grupos de estudiantes que fueron admitidos a la UPR-B durante el período de 1995–2006.<sup>2</sup> Cada expediente académico se rastreó hasta el segundo semestre del año académico 2005-06 (punto de referencia para el estudio) y se clasificó en una de las seis categorías señaladas.

Los siguientes elementos de información están disponibles para cada uno de los estudiantes que comenzaron sus estudios en el periodo de análisis: puntuación en cada una de las cinco pruebas del examen del College Entrance Examination Board (CEEB); índice general de solicitud (ÍGS) a la UPR; índice académico de graduación de escuela superior (IAGES); y el código de la escuela superior de origen. Además, para todos los estudiantes considerados (incluidos los provenientes de las otras unidades del S-UPR y de las universidades privadas) hay información disponible sobre las siguientes variables: género; programa académico al que fue admitido; programa académico en que estaba clasificado en su último semestre en la UPR-B; total de créditos intentados y acumulados; créditos acumulados (con calificaciones de A, B, C, D y F); total de créditos de cursos de los que se dio de baja parcial y de cursos repetidos; índice académico del último semestre que estuvo activo (ÍAS) en la UPR-B; índice académico acumulado (ÍAA) hasta el último semestre de estudios en la UPR-B. Para identificar la tendencia temporal ( $T_t$ ) de las once clases de nuevo ingreso se definen once variables dicótomas (0, 1), cuyo grupo de referencia es

<sup>2</sup>Los grupos son: 1) 14,083 admitidos originalmente a la UPR-B; 2) 1,982 traslados de las demás unidades del S-UPR; 1,749 transferencias de otras instituciones universitarias diferentes a la UPR.

la primera clase del período analizado (1995-96). La Tabla 1 (Anexo) describe las variables utilizadas.

Las variables independientes se pueden clasificar en tres categorías. La primera contiene el conjunto de variables dicótomas (0, 1) que intentan medir el impacto de la presencia (o la ausencia) de determinadas características. Para cuantificar el impacto de sus efectos específicos no observables, los programas académicos (P. Acad.) se clasifican en 14 conglomerados (mutuamente excluyentes y colectivamente exhaustivos), cada uno de los cuales se identifica con una variable dicótoma cuyo grupo de referencia es otros programas académicos. Para controlar por los efectos específicos no observables de la escuela de origen y del género de los estudiantes, se utiliza el mismo artificio; los respectivos grupos de referencia son escuela pública y sexo masculino. El impacto del cambio estructural se captura utilizando las variables  $T_1, \dots, T_6$ . En una segunda categoría se agrupan las variables continuas: ÍAS, ÍAA, ÍGS y el ÍAGES.

Este estudio se concentra en el análisis de dos aspectos sustantivos. En primera instancia, se analiza detalladamente el comportamiento de las tasas de graduación, retención y deserción a través del tiempo, utilizando diferentes referentes muestrales. La información relevante se incluye en las Tablas 2 a 4. En segunda instancia se modela la probabilidad de los seis eventos académicos definidos ( $G, T, A, S, W_T$ , o  $D$ ) utilizando métodos de máxima verosimilitud. Para dicho propósito se genera una variable dependiente discreta multinomial cuya definición, —así como la especificación de los modelos estadísticos para estimarla—, supone que los estudiantes son capaces de establecer una correspondencia entre su índice de preferencias (utilidad) y los eventos académicos definidos.<sup>3</sup> De acuerdo con su potencial académico, así como con las restricciones que le impongan sus condiciones de entorno, cada estudiante tratará de ubicarse en la categoría académica que maximice su utilidad esperada.<sup>4</sup>

En este estudio se utilizará un modelo logit multinomial como regla para establecer la correspondencia entre el índice de utilidad del estudiante y los eventos académicos o estatus definidos ( $G, T, A, S, W_T$ , o  $D$ ). Los resultados de dicho modelo son sensibles al supuesto de independencia entre las alternativas irrelevantes.<sup>5</sup> Cuando se viola tal supuesto el modelo probit multinomial es el indicado. No obstante, la complejidad de sus integrales múltiples dificulta su convergencia cuando se especifican más de dos alternativas a escoger. Así, las posibilidades se reducen a utilizar el modelo logit esperando que se satisfaga el supuesto. Fuller et al. (1982) y Brewer et al. (1996) son ejemplos de estudios que adoptan dicho enfoque.

<sup>3</sup>La variable se define así:  $y_i = (D \cdot 0 + W_T \cdot 1 + S \cdot 2 + A \cdot 3 + T \cdot 4 + G \cdot 5)$  donde cada una de las seis categorías académicas ( $D, \dots, G$ ) es representada por una variable dicótoma (0, 1).

<sup>4</sup>Se puede conjeturar que para algunos estudiantes decisiones tales como darse de baja total o desaparecer son alcanzadas a base de cálculos racionales que toman en consideración las condiciones imperantes en el mercado tales como el costo de oportunidad de permanecer un semestre más en la universidad o el remanente esperado de vida útil después de completar el grado sobre el cual se recuperaría la inversión hecha en capital humano.

<sup>5</sup>Para una discusión sobre IIA ("Independence from Irrelevant Alternatives") refiérase a la fuente original: McFadden (1974).

Sea  $w_i$  el vector de características que describen al estudiante  $i$ , quien puede elegir una de  $J$  alternativas académicas, entonces su función de utilidad esperada, cuando selecciona la alternativa  $j$  puede expresarse así:

$$U_{ij}^E = \mathbf{w}_i' \alpha + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Por lo tanto, elegirá la alternativa  $j$  y no la  $k$  si:

$$U_{ij}^E > U_{ik}^E, \forall k \neq j. \quad (2)$$

Econométricamente, de acuerdo con el modelo logit multinomial, la probabilidad de seleccionar la alternativa  $j$  ( $1, \dots, J$ );  $\alpha_0 = 0$  es:

$$(y_i = j | \mathbf{w}_i) = P_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{w}_i' \alpha_j)}{\left[1 + \sum_{k=1}^J \exp(\mathbf{w}_i' \alpha_k)\right]}.^6 \quad (3)$$

Toda vez que  $\sum_{j=1}^J P_{ij} = 1$  se deduce que:

$$(y_i = 0 | \mathbf{w}_i) = P_{i0} = \frac{1}{\left[1 + \sum_{k=1}^J \exp(\mathbf{w}_i' \alpha_k)\right]}. \quad (4)$$

Del modelo se derivan  $J$  razones cuyas transformaciones logarítmicas son:

$$\ln\left(\frac{P_{ij}}{P_{ik}}\right) = \mathbf{w}_i' (\alpha_j - \alpha_k), \text{ si } k = 0. \quad (5)$$

Los coeficientes de regresión de estas razones se presentan en las Tablas 5 y 6. Cabe señalar que dichos coeficientes son relativamente difíciles de interpretar, por lo que la discusión se basa en sus correspondientes coeficientes de elasticidad, que se incluyen en las Tablas 7 y 8.

Es preciso señalar que, para poder modelar el evento de graduación la muestra original debe ser truncada, pues se requiere un tiempo mínimo para que los estudiantes puedan completar sus grados. Se utilizó como criterio que hayan transcurrido por lo menos 12 semestres (una y media veces el número mínimo de semestres requerido para completar el bachillerato), desde que la última clase a analizar haya sido admitida a la UPR-B. Por lo tanto, los resultados del análisis de regresión que se informa en las Tablas 5 y 6 se limitan a las seis clases admitidas durante el período de 1995-96 a 2000-01. Se excluyen las clases (cohortes) admitidas posteriormente (2001-02 a 2005-06). Como resultado, cuando se incluyen los estudiantes provenientes del S-UPR y de las universidades privadas, la muestra se reduce de 17,814 a 11,220 observaciones; y cuando el análisis se limita a los estudiantes originalmente admitidos a la UPR-B, la muestra se reduce a 8.532 observaciones.

<sup>6</sup>Para detalles técnicos sobre el particular refiérase a Greene (2008), pp. 843-845.

### 3. Resultados y Discusión

#### 3.1. Consideraciones sobre las tasas de graduados, bajas totales y desaparecidos

Durante el período considerado (1995-96 a 2005-06), la UPR-B admitió un total de 17.814 estudiantes. De ellos, el 79.06 por ciento ( $14,083/17,814 = 79.06\%$ ) fue admitido originalmente a la UPR-B. Un 9.82 por ciento ( $1,749/17,814 = 9.82\%$ ) ingresó a través de transferencias de universidades privadas; mientras que el restante 11.13 por ciento ( $1,982/17,814 = 11.13\%$ ) llegó a través de traslados desde las otras unidades del S-UPR. Para propósito de análisis, la tasa de graduados se define así:  $\tau_G = (GA + GB)/\Omega$ , donde  $\Omega = (GA + GB + T + A + S + W_T + D)$ . Otras dos relaciones consideradas de interés son las tasas de bajas totales ( $\tau_{W_T} = W_T/\Omega$ ), y de desaparecidos ( $\tau_D = D/\Omega$ ). La Tabla 2 contiene un resumen detallado de las tasas a considerar en el análisis, utilizando ocho muestras diferentes ( $M_1, \dots, M_8$ ).

De acuerdo a dicha tabla, de los 1.749 estudiantes que ingresaron a la UPR-B, provenientes de instituciones universitarias diferentes a la UPR ( $M_1$ ), solamente un 10.41 % se graduó, un 10.58 % se dio de baja total, y un 60.38 % desapareció. Por otro lado, de los estudiantes provenientes del S-UPR ( $M_3$ ) un 14.58 % se graduó, 5.8 % se dio de baja total, y un 58.17 % desapareció.<sup>7</sup>

**Tabla 2.** Desempeño académico de los estudiantes admitidos a la UPR-Bayamón: 1995-96 al 2005-06

Categorías o estatus académico								
Muestras	GA	GB	T	A	S	$W_T$	D	Total
M1	23 (1.32)	159 (9.09)	47 (2.69)	109 (6.23)	170 (9.72)	185 (10.58)	1,056 (60.38)	1,749
M2	23 (1.66)	153 (11.02)	103 (3.24)	161 (7.42)	744 (11.59)	1,389 (11.52)	(53.56)	
M3	38 (1.92)	251 (12.66)	119 (6.00)	255 (12.87)	51 (2.57)	115 (5.80)	1,153 (58.17)	1,982
M4	38 (3.63)	239 (22.83)	114 (10.89)	210 (20.06)	27 (2.58)	72 (6.88)	347 (33.14)	1,047
M5	483 (3.43)	2,270 (16.12)	1,702 (12.09)	2,377 (16.88)	1,184 (8.41)	1,020 (7.24)	5,047 (35.84)	14,083
M6	475 (3.46)	2,168 (15.77)	1,621 (11.79)	2,365 (17.20)	1,183 (8.61)	1,011 (7.35)	4,924 (35.82)	13,747

Continúa.

<sup>7</sup>Para los demás porcentajes refiérase a la Tabla 2. Cuando se excluyen los estudiantes admitidos a los programas especiales (M4), la tasa de desaparecidos se reduce a 33.14 % y la de graduados aumenta a 26.46 por ciento ( $277/1,947 = 26.46\%$ ).

M7	544 (3.05)	2,680 (15.04)	1,868 (10.49)	2,741 (15.39)	1,405 (7.89)	1,320 (7.41)	7,256 (40.73)	17,814
M8	536 (3.31)	2,560 (15.82)	1,780 (10.10)	2,678 (16.55)	1,371 (8.47)	1,243 (7.68)	6,015 (37.17)	16,183

Notas: Entre paréntesis se incluye el porcentaje del encasillado con respecto al total de observaciones de cada fila (M). GA = graduado de grado asociado; GB = graduado de bachillerato; T = solicitó traslado a otra unidad del sistema de la UPR; A = a la fecha continúa estudios en la UPR-Bayamón; S = fue suspendido de la UPR-Bayamón;  $W_T$  = bajas totales; D = desaparecidos (no pertenecen a ninguna de las categorías anteriores); M1 = admitidos a la UPR-B provenientes de las universidades privadas y distribuidos en todos los programas académicos; M2 = M1 - [admisiones a programas especiales (oyentes, mejoramiento profesional, permisos especiales, otros programas)]; M3 = admitidos a la UPR-B provenientes de otras unidades de la UPR y distribuidos en todos los programas académicos; M4 = M3 - [admisiones a programas especiales]; M5 = admitidos originalmente a la UPR-Bayamón y distribuidos en todos los programas académicos; M6 = M5 - [admisiones a programas especiales]; M7 = todos los admitidos a la UPR-B y distribuidos en todos los programas académicos; y M8 = M7 - [admisiones a programas especiales].

Finalmente, de los 14.083 estudiantes que fueron admitidos originalmente a la UPR-B (M5), un 19.55 % completó por lo menos un grado asociado, 7.24 % se dio de baja total, y 35.84 % desapareció de la Institución.

Para el conjunto de todos los estudiantes admitidos a la UPR-B (M7), las respectivas tasas de graduados, bajas totales y desaparecidos son: 18.09, 7.41 y 40.73 %. Por lo tanto, independientemente del escenario considerado, las tasas de graduados son muy bajas y las tasas de bajas totales y de desaparecidos son muy altas. No obstante, es de rigor señalar que dichas tasas son fenómenos dinámicos sujetos a cambios a través del tiempo. Para arrojar luz sobre el particular, en la Tabla 3 se clasifican los 14.083 estudiantes que fueron originalmente admitidos en la UPR-B de acuerdo con la clase de nuevo ingreso a la cual pertenecen.

**Tabla 3.** Desempeño académico de los estudiantes originalmente admitidos a la UPR-Bayamón, distribuidos de acuerdo a su año de admisión\*

Clases	Categorías o estatus académico						
	GA	GB	T	A	S	$W_T$	D
1995-96	68	343	19	13	176	93	717
(n = 1,429)	(4.76)	(24.00)	(1.33)	(0.01)	(12.32)	(6.51)	(50.17)
1996-97	72	359	53	24	199	137	832
(n = 1,676)	(4.30)	(21.42)	(3.16)	(1.43)	(11.87)	(8.17)	(49.64)
1997-98	88	328	116	19	169	98	553
(n = 1,371)	(6.42)	(23.92)	(8.46)	(1.39)	(12.33)	(7.15)	(40.34)

Continúa

1998-99	84	347	228	24	82	105	574
(n = 1,444)	(5.82)	(24.03)	(15.79)	(1.66)	(5.68)	(7.27)	(39.75)
1999-2000	64	335	216	61	143	76	395
(n = 1,290)	(4.96)	(25.97)	(16.74)	(4.73)	(11.09)	(5.89)	(30.62)
2000-01	52	294	225	78	143	98	432
(n = 1,322)	(3.93)	(22.24)	(17.02)	(5.90)	(10.82)	(7.41)	(32.68)
2001-02	21	208	204	180	129	82	422
(n = 1,246)	(1.69)	(16.69)	(16.37)	(14.45)	(10.35)	(6.58)	(33.87)
2002-03	21	56	189	62	87	392	
(n = 1,131)	(1.86)	(4.95)	(16.71)	(28.65)	(5.48)	(7.69)	(34.66)
2003-04	13	0	201	398	54	88	292
(n = 1,046)	(1.24)	(--)	(19.22)	(38.05)	(5.16)	(8.41)	(27.92)
2004-05	0	0	157	504	27	86	269
(n = 1,043)	(--)	(--)	(15.05)	(48.32)	(2.59)	(8.25)	(25.79)
2005-06	0	0	94	752	0	70	169
(n = 1,085)	(--)	(--)	(8.66)	(69.31)	(--)	(6.45)	(15.58)

Notas: Entre paréntesis se incluye el por ciento del encasillado con respecto al número de observaciones (n) de cada clase. \*Se incluyen todos los programas académicos. En la Tabla 1 (Anexo) se encuentra la definición de las variables.

La menor tasa de bajas totales (5.89 %), corresponde a la clase de 1999-2000 (cuya tasa de graduados es la mayor) y la mayor tasa (8.41 %) corresponde a la clase de 2003-04. La mayor tasa de desaparecidos (50.17 %) pertenece a la clase de 1995-96, la primera del período considerado; luego la tasa disminuye continuamente hasta 30.62 % (clase de 1999-2000). Las tres clases siguientes exhiben tasas cada vez mayores (32.68 %, 33.87 % y 34.66 %, respectivamente); mientras que para las últimas tres clases dicho patrón se revierte (27.92 %, 25.79 y 15.58 %, respectivamente).

La Tabla 4 contiene los resultados de un ejercicio similar al reportado en la Tabla 3, con la diferencia de que se excluyen los 336 estudiantes que fueron admitidos a los programas especiales (oyentes, permisos especiales, mejoramiento profesional, y otros programas). Salvo pequeñas variaciones en magnitud, las tasas exhiben el mismo comportamiento a través del tiempo; su consideración se deja a discreción del lector.



**Tabla 4.** Desempeño académico de los estudiantes originalmente admitidos a la UPR-Bayamón†

Clases	Categorías o estatus académico						
	<i>GA</i>	<i>GB</i>	<i>T</i>	<i>A</i>	<i>S</i>	<i>W<sub>T</sub></i>	<i>D</i>
1995-96	67	324	18	12	176	90	685
(n = 1,372)	(4,88)	(23,62)	(1,31)	(0,87)	(12,83)	(6,56)	(49,93)
1996-97	72	333	50	24	198	134	800
(n = 1,611)	(4,47)	(20,67)	(3,10)	(1,49)	(12,29)	(8,32)	(49,66)
1997-98	86	314	111	19	169	97	533
(n = 1,329)	(6,47)	(23,63)	(8,35)	(1,43)	(12,72)	(7,30)	(40,11)
1998-99	82	335	210	23	82	105	556
(n = 1,393)	(5,89)	(24,05)	(15,08)	(1,65)	(5,89)	(7,54)	(39,91)
1999-2000	61	325	201	58	143	76	389
(n = 1,253)	(4,87)	(25,94)	(16,04)	(4,63)	(11,41)	(6,07)	(31,05)
2000-01	52	281	220	78	143	98	428
(n = 1,300)	(4,00)	(21,62)	(16,92)	(6,00)	(11,00)	(7,54)	(32,92)
2001-02	21	202	190	179	129	82	417
(n = 1,220)	(1,72)	(16,56)	(15,57)	(14,67)	(10,57)	(6,72)	(34,18)
2002-03	21	54	182	323	62	86	389
(n = 1,117)	(1,88)	(4,83)	(16,29)	(28,92)	(5,55)	(7,70)	(34,83)
2003-04	13	0	193	398	54	88	292
(n = 1,038)	(1,25)	(--)	(18,59)	(33,34)	(5,20)	(8,48)	(28,13)
2004-05	0	0	154	504	27	86	269
(n = 1,040)	(--)	(--)	(14,81)	(48,46)	(2,60)	(8,27)	(25,87)
2005-06	0	0	92	747	0	69	166
(n = 1,074)	(--)	(--)	(8,57)	(69,55)	(--)	(6,42)	(15,46)

Notas: †= se excluyen los estudiantes admitidos a programas académicos especiales tales como: oyentes, mejoramiento profesional, permisos especiales, otros programas académicos, etc. Refiérase a la Tabla 1 (Anexo) para las definiciones de las variables. Entre paréntesis se incluye el por ciento del encasillado con respecto al número de observaciones (n) de cada clase.

### 3.2. Determinantes y trayectoria de las tasas en el tiempo: Un análisis estadístico

La discusión de la sección anterior se limita a describir el comportamiento de las tasas de graduados, bajas totales y desaparecidos a través del tiempo, sin pretensión alguna de modelar dicho comportamiento. No hay duda del valor e importancia que reviste el conocimiento de la magnitud de dichas tasas; pero más importante aún sería poder modelarlas con el propósito de descubrir cuáles son sus determinantes, y precisar sobre cuáles se puede influir a través de la toma de decisiones sobre política pública institucional. Con este propósito, se estiman dos modelos logit multinomiales cuyos resultados se incluyen en las Tablas 5 y 6. La muestra utilizada en las estimaciones de la Tabla 5

está constituida por los 11.220 estudiantes admitidos durante el período de 1995-96 al 2000-01 (incluidos los provenientes del S-UPR y de las instituciones universitarias diferentes a la UPR); mientras que la de la Tabla 6 sólo incluye los 8.532 estudiantes que fueron admitidos originalmente a la UPR-B durante dicho período.

En cuanto a la significancia estadística, un 73 % de los coeficientes incluidos en la Tabla 5, así como 70 % de los informados en la Tabla 6, son estadísticamente significativos (en ambos casos se excluye la constante). No obstante, dada la naturaleza marcadamente no lineal de los modelos logit multinomiales estimados, el signo de dichos coeficientes no es suficiente para establecer la naturaleza de la relación existente entre las variables independientes y la probabilidad esperada de cada evento académico. Para lidiar con esta limitación, el programado econométrico utilizado (LIMDEP) permite computar los efectos marginales (derivadas parciales con respecto a cada variable independiente), así como sus correspondientes coeficientes de elasticidad, cuyos resúmenes se incluyen en las Tablas 7 y 8.

La probabilidad de los eventos académicos está significativamente influida por los programas académicos de los estudiantes, pues el 90 % (Tabla 5) y el 82 % (Tabla 6) de los coeficientes estimados son significativos. Contrario a lo esperado, cuando se incluyen los estudiantes provenientes de las universidades privadas y del S-UPR (Tabla 5), el género del estudiante no es significativo; mientras que cuando el análisis se limita a los admitidos originalmente a la UPR-B (Tabla 6), es significativo en sólo dos instancias:  $P(y_i = T)$  y  $P(y_i = G)$ . A juzgar por las elasticidades incluidas en la Tabla 8 se infiere que las estudiantes exhiben ventajas comparativas pues, todo lo demás constante, su probabilidad esperada de traslado y de graduación es 6 y 5.8 puntos porcentuales mayor que la respectiva probabilidad esperada por sus compañeros varones.

**Tabla 5.** Modelo logit multinomial para predecir el estatus académico del estudiante  $i$ : Muestra no restringida

Variable	$\ln(P_S/P_D)$	$\ln(P_{W_T}/P_D)$	$\ln(P_A/P_D)$	$\ln(P_T/P_D)$	$\ln(P_G/P_D)$
Constante	-0,3606† (0,1925)	-0,1480 (0,1737)	-9,5116* (0,5254)	-5,9073* (0,3186)	-12,1021* (0,2963)
Contabilidad	0,3207 (0,2205)	0,2901 (0,2175)	3,2400* (0,3140)	-1,2877* (0,2797)	3,9985* (0,1497)
ADEM	0,3728* (0,1355)	0,3470* (0,1295)	3,0212* (0,2792)	-1,4297* (0,1629)	3,8327* (0,1234)
Ciencias de Computadoras	0,6300* (0,1405)	0,2661† (0,1404)	3,0391* (0,2923)	-1,2580* (0,1901)	3,3575* (0,1426)
Educación	0,4039* (0,1525)	0,1888 (0,1528)	2,7958* (0,2902)	-0,5680* (0,1367)	3,0552* (0,1316)

Continúa.

Electrónica	0,5120* (0,1735)	0,6444* (0,1518)	2,4642* (0,3637)	-1,3301* (0,2436)	4,0753* (0,1566)
Tecnologías de Ingeniería	0,4279* (0,1693)	0,4464* (0,1460)	1,4568* (0,5707)	-1,4310* (0,2670)	3,5588* (0,1908)
Gerencia de Materiales	0,7697* (0,2246)	0,9517* (0,1928)	2,8757* (0,4109)	-1,6416* (0,3764)	3,7130* (0,2029)
Ciencias Naturales	-0,4017 (0,2562)	0,0276 (0,2057)	1,9228* (0,3478)	-0,6573* (0,1430)	2,8266* (0,1400)
Sistemas de Oficina	0,5025* (0,1704)	0,4020* (0,1615)	2,1136* (0,3911)	-1,4450* (0,2309)	3,9434* (0,1471)
Educación Física	0,4950* (0,1808)	0,3326† (0,1708)	2,7579* (0,3329)	-1,4616* (0,2358)	3,3605* (0,1604)
Género	0,0830 (00895)	-0,0034 (0,0062)	0,0011 (0,0100)	0,0995 (0,0871)	0,1032 (0,0707)
Escuela Privada	-0,2380* (0,0923)	0,2404* (0,0826)	0,0988 (0,1426)	0,2021* (0,0829)	0,2584* (0,0664)
$IAA_i$	-0,8747* (0,0409)	-1,2451* (0,0409)	1,0119* (0,1060)	0,5222* (0,0555)	2,4495* (0,0666)
Sistema de la UPR	-0,4620* (0,1611)	-1,1578* (0,1958)	1,1175* (0,2500)	0,1381 (0,2244)	0,8141* (0,1370)
UPR-Bayamón	0,0283 (0,1253)	0,7946* (0,1260)	0,8240* (0,2286)	1,7365* (0,1958)	1,8617* (0,1171)
$T_2$	0,1012 (0,1221)	-0,0584 (0,1145)	0,5991 * * (0,2753)	0,1958 (0,2163)	-0,0884 (0,0958)
$T_3$	0,0280 (0,1337)	0,0523 (0,1213)	0,5198† (0,2900)	1,7081* (0,1986)	0,0355 (0,0996)
$T_4$	-0,0461 (0,1333)	-0,9370* (0,1448)	0,8014* (0,2812)	2,3972* (0,1902)	0,1122 (0,1002)
$T_5$	0,1596 (0,1423)	0,1816 (0,1296)	1,6459* (0,2562)	2,5963* (0,1929)	0,1040 (0,1031)
$T_6$	0,1392 (0,1401)	0,0792 (0,1290)	1,8692* (0,2514)	2,6392* (0,1936)	-0,2136 * * (0,1060)

Notas: “log likelihood” : -11,699; Pseudo R-cuadrado: 0.27; Número de observaciones ( $n$ ): 11,220; \*, \*\*, †= Significativo al 1 %, 5 %, y 10 % de confianza, respectivamente

Por otro lado, el  $\dot{IAA}$  es significativo en todos los casos considerados, pero sólo están disponibles las elasticidades de tres eventos académicos: A, T, y G.<sup>8</sup> De otra parte la escuela superior de origen es significativa en todos los

<sup>8</sup>El coeficiente de elasticidad de la  $P(y_i = G)$  con respecto al índice académico acumulado

casos, excepto uno:  $P(y_i = A)$ . Sin importar la muestra considerada (Tabla 7 u 8), los estudiantes provenientes de escuelas privadas exhiben ventajas comparativas con respecto a los provenientes de escuelas públicas. Por un lado, sus probabilidades de graduación y de transferencia son 6.9 y 4.0 puntos porcentuales más altas que las de los estudiantes provenientes de escuelas públicas; por otro, sus respectivas probabilidades de desaparecer o ser suspendido son 5.3 y 17.0 puntos porcentuales menores que las de dichos estudiantes. Los estudiantes provenientes de escuelas públicas sólo superan a los de escuelas privadas en un evento académico: bajas totales. Según la muestra utilizada, su desventaja comparativa puede variar entre 4.8 puntos porcentuales (Tabla 8) y 8.5 puntos porcentuales (Tabla 7).

**Tabla 6.** Modelo logit multinomial para predecir el estatus académico del estudiante  $i$ : Muestra restringida de la UPR-Bayamón

Variable	$\ln(P_S/P_D)$	$\ln(P_{W_T}/P_D)$	$\ln(P_A/P_D)$	$\ln(P_T/P_D)$	$\ln(P_G/P_D)$
Constante	-0,4509 ** (0,1954)	0,6943* (0,1657)	-8,9270* (0,5974)	-5,4290* (0,3268)	11,4110* (0,3082)
Contabilidad	0,1738 (0,3137)	0,0734 (0,2865)	3,1001* (0,3901)	-1,8569* (0,3602)	3,6524* (0,1794)
ADEM	0,3584 ** (0,1619)	0,2409 (0,1475)	2,6573* (0,3452)	-1,8951* (0,1921)	3,5337* (0,1375)
Ciencias de Computadoras	0,5765* (0,1732)	0,1671 (0,1657)	2,5993* (0,3718)	-1,7486* (0,2339)	3,1041* (0,1615)
Educación	0,3216† (0,1808)	0,2315 (0,1673)	2,6339* (0,3606)	-0,8352* (0,1543)	2,8789* (0,1505)
Electrónica	0,5438* (0,2007)	0,4194 ** (0,1801)	1,9946* (0,4453)	-1,7823* (0,2856)	3,7527* (0,1745)
Tecnologías de Ingeniería	0,3386† (0,1867)	0,3136 ** (0,1596)	0,9887 (0,6720)	-1,5941* (0,2863)	3,2496* (0,2117)
Gerencia de Materiales	0,6946* (0,2372)	0,8035* (0,2014)	2,6591* (0,4671)	-2,0101* (0,4318)	3,5637* (0,2201)
Ciencias Naturales	-0,3782 (0,2691)	-0,1422 (0,2225)	1,5308* (0,4034)	-0,9990* (0,1502)	2,3089* (0,1516)

Continúa

(ÍAA) que aparece en el Cuadro 8 implica que incrementos de 1 por ciento en el índice inducirían incrementos de 4.41 por ciento en la probabilidad de graduación. Dado que las elasticidades se computan a partir de la media aritmética (2.42) y que sólo un 4.25 por ciento de los graduados obtuvo índices menores o iguales que dicho parámetro, se infiere que incrementos de 10 por ciento en el ÍAA aumentarían la probabilidad de graduación a 0.0612 [ $0.0425 \times (1.441) = 0.0612$ ]; mientras que incrementos de 50 por ciento la aumentarían a 0.1362 [ $0.0425 \times (3.205) = 0.1362$ ]. Tales incrementos no se ajustan al concepto matemático de cambios infinitesimales en la vecindad de la variable.

Sistemas de Oficina	0,3774 * *	0,3190†	1,7621*	-1,8333*	3,6152*
	(0,1881)	(0,1743)	(0,4566)	(0,2539)	(0,1604)
Educación Física	0,3815†	0,1615	2,1173*	-1,6631*	3,1123*
	(0,2015)	(0,1834)	(0,4185)	(0,2466)	(0,1802)
Género	0,1158	-0,1053	-0,1012	0,1782†	0,1748 * *
	(0,1095)	(0,0992)	(0,1712)	(0,0982)	(0,0829)
Escuela Privada	-0,2662*	0,2293*	0,1024	0,2116 * *	0,2769*
	(0,0966)	(0,0847)	(0,1471)	(0,0873)	(0,0692)
$IAA_i$	-0,8964*	-1,2499*	1,2295*	0,8011*	2,8865*
	(0,0523)	(0,0480)	(0,1414)	(0,0712)	(0,0830)
$IGS_i$	0,0001	0,00001	-0,00002	0,0001	0,0005 * *
	(0,0003)	(0,0002)	(0,0005)	(0,0004)	(0,0002)
$T_2$	0,1860	-0,0258	0,4505	0,9338*	-0,0421
	(0,1491)	(0,1288)	(0,3521)	(0,2759)	(0,1106)
$T_3$	0,2203	0,1298	0,5070	2,2442*	0,0700
	(0,1620)	(0,1372)	(0,3698)	(0,2594)	(0,1174)
$T_4$	0,1421	-0,7904*	0,7586 * *	2,9971*	0,1514
	(0,1608)	(0,1604)	(0,3543)	(0,2514)	(0,1161)
$T_5$	0,3099†	0,3357 * *	1,8955*	3,3876*	0,2172†
	(0,1743)	(0,1457)	(0,3183)	(0,2550)	(0,1203)
$T_6$	0,4285*	0,1693	1,9715*	3,3974*	-0,1601
	(0,1651)	(0,1454)	(0,3130)	(0,2547)	(0,1208)

Notas: “log likelihood” : -8,974; Pseudo R-cuadrado: 0.29; Número de observaciones ( $n$ ): 8,532; \*, \*\*, †= Significativo al 1 %, 5 %, y 10 % de confianza, respectivamente

Una inspección de las elasticidades reportadas en la Tabla 7 revela que los estudiantes admitidos originalmente a la UPR-B, así como los provenientes del S-UPR, exhiben un mejor desempeño académico al de los estudiantes provenientes de las universidades privadas, pues sus probabilidades de desaparición, suspensión y baja total son significativamente menores. Por ejemplo, la probabilidad esperada de cada uno de estos eventos para un estudiante admitido originalmente a la UPR-B es 61.9, 59.7 y 1.4 puntos porcentuales menor que la correspondiente probabilidad esperada para un estudiante proveniente de una universidad privada.

Por otro lado, la probabilidad de graduación que enfrenta un estudiante originalmente admitido a la UPR-B es 79.7 puntos porcentuales mayor que la esperada por los estudiantes provenientes de las universidades privadas. Semejante resultado estadístico no es de extrañar pues, de acuerdo con la información incluida en el Cuadro 2, sólo un 10.41 por ciento de dichos estudiantes logró completar al menos un grado asociado en la UPR-B; mientras que un

80.67 por ciento fracasó en sus intentos académicos en la UPR-B (un 9.72 % fue suspendido, un 10.58 % se dio de baja total y un 68.38 % desapareció).

El hecho de que el IGS sea significativo sólo en un caso [ $P(y_j = G)$ ] llama la atención, pues la política de admisiones de la UPR está basada por completo en dicho índice. Si bien es cierto que la elasticidad de la probabilidad de graduación con respecto al IGS es positiva, también lo es el hecho de que el coeficiente es muy bajo: 0.076. Esto es, se requeriría un incremento del 100 por ciento en el IGS para inducir un aumento de apenas 7.6 por ciento en dicha probabilidad. Por lo tanto, la política oficial de admisiones de la Institución ejerce sólo un papel marginal sobre los eventos que determinan el éxito o el fracaso académico de los estudiantes admitidos.

**Tabla 7.** Elasticidad de las probabilidades con respecto al vector de predictores: Muestra no restringida

Variables	$P_D$	$P_S$	$P_{W_T}$	$P_A$	$P_T$	$P_G$
Contabilidad	-0,140	-0,117	-0,119	0,055	-0,212	0,100
ADEM	-0,250	-0,194	-0,198	0,197	-0,461	0,317
Ciencias de Computadoras	-0,098	-0,040	-0,073	0,184	-0,215	0,214
Pedagogía	-0,100	-0,062	-0,082	0,163	-0,153	0,187
Electrónica	-0,099	-0,066	-0,057	0,061	-0,186	0,166
Tecnologías de Ingeniería	-0,033	-0,012	-0,011	0,039	-0,103	0,142
Gerencia de Materiales	-0,034	-0,013	-0,009	0,043	-0,078	0,065
Ciencias Naturales	-0,061	-0,086	-0,059	0,057	-0,101	0,113
Sistemas de Oficina	-0,114	-0,081	-0,087	0,028	-0,211	0,151
Educación Física	-0,054	-0,029	-0,037	0,083	-0,127	0,113
Género	-0,025	0,015	-0,027	-0,024	0,023	0,025
Escuela Privada	-0,051	-0,185	0,085	0,005	0,064	0,096
IAA	--	--	--	0,559	-0,619	4,020
IGS	$N/D$	$N/D$	$N/D$	$N/D$	$N/D$	$N/D$
Sistema de la UPR	-0,019	-0,078	-0,168	0,126	-0,001	0,086
UPR-Bayamón	-0,619	-0,597	-0,014	0,008	0,702	0,797
$T_2$	-0,002	0,018	-0,013	0,115	0,105	-0,019

Continúa

$T_3$	-0,025	-0,021	-0,017	0,060	0,255	-0,019
$T_4$	-0,055	-0,062	-0,209	0,077	0,339	-0,036
$T_5$	-0,074	-0,050	-0,047	0,170	0,311	-0,058
$T_6$	-0,067	-0,047	-0,055	0,201	0,312	-0,097

Notas: D = desaparecido = 0; S = suspendido = 1; baja total = 2; A = activo en la UPR-B = 3; T = transferido = 4; G = graduado de grado asociado o de bachillerato = 5. N/D: El ÍGS de los estudiantes provenientes del S-UPR no está disponible, mientras que dicho parámetro no está definido para los estudiantes provenientes de las universidades privadas.

El 31 % de los coeficientes de la tendencia temporal de las clases de nuevo ingreso ( $T_t$ ), informados en la Tabla 5, así como el 52 % de los incluidos en la Tabla 6, son significativos. De acuerdo con el signo y la magnitud de los coeficientes de elasticidad de la probabilidad de graduación con respecto a esta variable, se infiere que la ejecución académica de cada clase de nuevo ingreso ha sido inferior a la ejecución de las clases anteriores, pues todos son negativos y cada vez menores.

**Tabla 8.** Elasticidad de las probabilidades con respecto al vector de predictores: Muestra restringida de la UPR-Bayamón

Variables	$P_D$	$P_S$	$P_{WT}$	$P_A$	$P_T$	$P_G$
Contabilidad	-0,126	-0,117	-0,122	0,034	-0,222	0,063
ADEM	-0,249	-0,196	-0,213	0,143	-0,528	0,272
Ciencias de Computadoras	-0,092	-0,043	-0,078	0,128	-0,240	0,171
Pedagogía	-0,101	-0,070	-0,079	0,149	-0,180	0,173
Electrónica	-0,096	-0,060	-0,068	0,036	-0,213	0,153
Tecnologías de Ingeniería	-0,031	-0,011	-0,012	0,028	-0,126	0,162
Gerencia de Materiales	-0,039	-0,016	-0,013	0,048	-0,105	0,078
Ciencias Naturales	-0,052	-0,080	-0,063	0,058	-0,125	0,115
Sistemas de Oficina	-0,123	-0,093	-0,097	0,018	-0,269	0,167
Educación Física	-0,051	-0,030	-0,042	0,067	-0,143	0,122
Género	-0,041	0,024	-0,101	-0,099	0,060	0,058

Continúa

Escuela	-0,053	-0,170	0,048	-0,008	0,040	0,069
Privada						
ÍAA	--	--	--	0,413	-0,620	4,409
IGS	-0,041	-0,013	-0,039	-0,046	-0,010	0,076
$T_2$	-0,007	0,029	-0,012	0,081	0,176	-0,016
$T_3$	-0,040	-0,005	-0,019	0,041	0,321	-0,029
$T_4$	-0,084	-0,060	-0,218	0,044	0,423	-0,058
$T_5$	-0,118	-0,071	-0,067	0,169	0,394	-0,085
$T_6$	-0,109	-0,043	-0,083	0,197	0,418	-0,134

Notas: D = desaparecido = 0; S = suspendido = 1; baja total = 2; A = activo en la UPR-B = 3; T = transferido = 4; G = graduado de grado asociado o de bachillerato = 5

#### 4. Conclusiones

Durante el período considerado en este estudio (1995-96 al 2005-06), la UPR-B admitió un total de 17,814 estudiantes. De éstos, 14,083 fueron admitidos originalmente como estudiantes de nuevo ingreso; 1,749 se transfirieron desde universidades privadas; y un total de 1,982 llegó a través de traslados desde las otras unidades del S-UPR. El expediente académico de cada estudiante se rastreó hasta el segundo semestre del año académico de 2005-06 y se clasificó en una de las siguientes seis categorías: graduado de grado asociado o de bachillerato (G); trasladado o solicitante de traslado a una unidad del S-UPR (T), activo como estudiante en la UPR-B (A), suspendido de la UPR-B (S), de baja total de la UPR-B ( $W_T$ ) y, en el caso de que no se le pueda ubicar en ninguna de las cinco categorías anteriores, desaparecido (D).

Un 18 % de los estudiantes admitidos completó al menos un grado asociado (544 grados asociados y 2,680 bachilleratos). Por otro lado, si se suman las bajas totales (1,320) y los desaparecidos (7,256) se llega a la conclusión de que durante el período aludido la UPR-B tuvo una tasa global de deserción de 48 %. El restante 34 % se distribuyó entre traslados (10.49 %), suspendidos (7.89 %), y activos (15.39 %). Si el éxito académico se define como la suma de las tasas de graduados, traslados y estudiantes activos, y el fracaso académico en términos de la suma de las tasas de suspendidos, bajas totales y desaparecidos, entonces se evidencia un limitado desempeño académico institucional pues solamente un 44 % de los estudiantes admitidos tuvo una ejecución académica exitosa. Cabe destacar que dicha definición de éxito académico es cuestionable. Resulta difícil de aceptar que se considere como éxito académico el caso de un estudiante que en un lapso de siete u ocho años no haya podido completar ni tan siquiera un grado asociado, y que a la fecha continúe como estudiante activo. De cara a una tasa de fracasos académicos del orden de 56 % no puede haber espacio alguno para la autocomplacencia institucional.

Para modelar estadísticamente los eventos académicos de graduación, traslados, suspensiones, desaparición, etc., fue necesario truncar la muestra original,



pues se requieren al menos cuatro años para completar el grado de bachillerato. Se estableció como criterio que hubiesen transcurrido por lo menos seis años desde que la última clase a analizarse fue admitida a la UPR-Bayamón. Por lo tanto, el análisis estadístico se limitó a las seis clases admitidas durante el período de 1995-96 al 2000-01; se excluyeron del análisis las clases admitidas posteriormente (2001-02 al 2005-06). La atención del análisis se concentró en los determinantes de las tasas de graduación y desaparecidos, con algunas digresiones sobre las demás tasas.

La evidencia empírica demuestra que dichas tasas están significativamente influidas por el género de los estudiantes, así como por los efectos específicos no observables de sus programas académicos, de sus escuelas de origen, y de las universidades de donde proceden. Además, la evidencia empírica demuestra que la política oficial de admisiones de la UPR, basada por completo en el criterio del IGS, ejerce sólo un papel marginal sobre el comportamiento de dichas tasas. Es significativa sólo en un caso: probabilidad de graduación. Por último, la evidencia apunta a que la probabilidad de graduación tiende a decrecer sobre la tendencia temporal de las clases de nuevo ingreso:  $T_1, \dots, T_6$ .

## Referencias

- Arulampalam, W.; Naylor, R. A.; y Smith, J. P. (2005) "Effects of in-class variation and student rank on the probability of withdrawal: Cross-section and time-series analysis for UK University students", *Economics of Education Review*, 24, pp. 251-262.
- Brewer, D. J.; Eide, E.; y Ehrenberg, R. G. (1996) "Does it pay to attend an elite private college? Cross cohort evidence on the effects of college quality on earnings" *National Bureau of Economic Research Working Paper no. W5613*, Cambridge, Massachusetts.
- DesJardins, S. L.; Ahlburg, D. A.; y McCall, B. P., (2002) "A temporal investigation of factors related to timely degree completion", *Journal of Higher Education*, 73, pp. 555-581.
- DesJardins, S. L.; Ahlburg, D. A.; y McCall, B. P. (2006) "The effect of interrupted enrollment on graduation from college: Racial, income, and ability differences", *Economics of Education Review*, 25, pp. 575-590.
- Díaz-Jiménez, J., Quadriini, V., y Ríos-Rull, J. V. (1997) "Dimensions of inequality: Facts on the U.S. distribution of earnings, income, and wealth", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 21 (2), pp. 3-21.
- Di Pietro, G., Cutillo, A., (2008), "Degree flexibility and university drop-out: The Italian Experience", *Economics of Education Review*, 27, pp. 546-555.
- Fuller, W. C., Manski, C. F., y Wise, D. A. (1982), "New evidence on the economic determinants of postsecondary schooling choice", *The Journal of Human Resources*, 17 pp. 477-495.
- Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*. Pearson Prentice Hall. New Jersey.

- Horn, L. J., Carroll, C. D. (1996), "Nontraditional undergraduates: Trends in enrollment from 1986 to 1992 and persistence and attainment among 1989-90 beginning postsecondary students", *Statistical Analysis Report 97-578*. Washington, D.C.: National Center for Education Statistics.
- Jepsen, C., (2008), "Multinomial probit estimates of college completion at 2-year and 4-year schools", *Economics Letters*, 98, pp. 155-160.
- Light, A., Strayer, W., (2000), "Determinants of college completion: School quality or student ability?", *The Journal of Human Resources*, 35 pp. 299-332.
- McArdle, J. J., Hamagami, F., (1994), "Logit and multilevel logit modeling of college graduation for 1984-1985 freshman student-athletes", *Journal of the American Statistical Association*, 89, pp. 1107-1123.
- McFadden, D. L., (1974), "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior", en Zarembka, P. (Ed.) *Frontiers in Econometrics*, Nueva York: Academic Press, pp. 105-141.
- Montmarquette, C.; Mahseredjian, S. y Houle, R., (2001), "The determinants of university dropouts: A bivariate probability model with sample selection", *Economics of Education Review*, 20, pp. 475-484.
- Murphy, K., Welch, F., (1993), "Inequality and relative wages", *The American Economic Review*, 83, pp. 104-109.
- Naylor, R. A., Smith, J. P., (2004), "Determinants of educational success in higher education", en Johnes, G., y Johnes, J. (Eds.), *International Handbook on the Economics of Education*. Massachusetts: Edward Elgar Publishing, Inc., pp. 415-461.
- Porter, O. F., (1990), *Undergraduate completion and persistence at four-year colleges and universities*. Washington, D.C.: National Institute of Independent Colleges and Universities.
- Sandy, J.; González, A. y Hilmer, M. J., (2006), "Alternative paths to college completion: Effect of attending a 2-year school on the probability of completing a 4-year degree", *Economics of Education Review*, 25, pp. 463-471.
- Singell, L. D., (2004), "Come and stay a while: Does financial aid effect retention conditioned on enrollment at a large public university?" *Economics of Education Review*, 23, pp. 459-471.
- Smith, J. P., y Naylor, R. A. (2001), "Dropping out of university: A statistical analysis of the probability of withdrawal for UK university students", *Journal of the Royal Statistical Society*, 164, pp. 389-405.
- Stratton, L. S.; O'Toole, D. M.; y Wetzel, J. N., (2008), "A multinomial logit model of college stopout and dropout behavior", *Economics of Education Review*, 27, pp. 319-331.
- Zwick, R., Sklar, J. C., (2005), "Predicting college grades and degree completion using high school grades and SAT scores: The role of student ethnicity and first language", *American Educational Research Journal*, 42, pp. 439-464.

**Anexo****Tabla 1.** Descripción de las variables utilizadas en el estudio

Variable	Descripción	$\bar{X}$	$\sigma$	Máx.	Mín.
Graduado ( $G$ )	1, si es grado asociado o bachillerato	0.1955	0.3956	1	0
Traslado ( $T$ )	1, si solicitó traslado al S-UPR	0.1209	0.3260	1	0
Activo ( $A$ )	1, si estudia actualmente en la UPR-B	0.1688	0.3746	1	0
Suspendido ( $S$ )	1, si fue suspendido de la UPR-B	0.0841	0.2775	1	0
Baja total ( $W_T$ )	1, si se dio de baja total de la UPR-B	0.0724	0.2592	1	0
Desaparecido ( $D$ )	1, si se desconoce su paradero	0.3584	0.4795	1	0
Contabilidad	1, si es Contabilidad	0.0515	0.2210	1	0
ADEM	1, si es Gerencia, Mercadeo o Finanzas	0.1471	0.3542	1	0
Computadoras	1, si es Ciencias de Computadoras	0.0780	0.2681	1	0
Educación	1, si es Educación	0.0975	0.2966	1	0
Electrónica	1, si es Electrónica	0.0745	0.2626	1	0
T. Ingenierías	1, si es Tecnología de las Ingenierías	0.0722	0.2589	1	0
G. Materiales	1, si es Gerencia de Materiales	0.0338	0.1807	1	0
Cs. Naturales	1, es Ciencias Naturales	0.0807	0.2724	1	0
Ed. Física	1, si es Educación Física	0.0608	0.2390	1	0
S. Oficina	1, si es Sistemas de Oficina	0.0768	0.2662	1	0
O. Programas	1, si es "otro programa" diferente	0.1039	0.3052	1	0
Sistema UPR	1, si comenzó en la UPR $\neq$ Bayamón	0.1289	0.3351	1	0
U UPR	1, si comenzó en una universidad $\neq$ UPR	0.1107	0.3138	1	0
UPR-B	1, si comenzó en la UPR-Bayamón	0.7604	0.4268	1	0
Género	1, si es femenino	0.5512	0.4974	1	0
Escuela	1, si es privada	0.4378	0.4961	1	0
Superior					
$T_t$	Tendencia temporal de las clases de nuevo ingreso a la UPR-Bayamón	5.3681	3.1088	1	11
$T_1$	1, si comenzaron estudios en 1995-96	0.1015	0.3020	1	0

Continúa.

$T_2$	1, si comenzaron estudios en 1996-97	0.1190	0.3238	1	0
$T_3$	1, si comenzaron estudios en 1997-98	0.0974	0.2964	1	0
$T_4$	1, si comenzaron estudios en 1998-99	0.1025	0.3034	1	0
$T_5$	1, si comenzaron estudios en 1999-00	0.0916	0.2885	1	0
$T_6$	1, si comenzaron estudios en 2000-01	0.0939	0.2917	1	0
$T_7$	1, si comenzaron estudios en 2001-02	0.0885	0.2840	1	0
$T_8$	1, si comenzaron estudios en 2002-03	0.0803	0.2718	1	0
$T_9$	1, si comenzaron estudios en 2003-04	0.0743	0.2622	1	0
$T_{10}$	1, si comenzaron estudios en 2004-05	0.0741	0.2619	1	0
$T_{11}$	1, si comenzaron estudios en 2005-06	0.0770	0.2667	1	0
ÍGS	Índice General de Solicitud a la UPR	283.39	36.25	385	110
ÍAA	Índice académico acumulado	2.41	0.93	4.00	0.00
ÍAGES	Promedio de graduación de E. S.	3.33	0.4739	4.00	0.29
$y_i$	$(D * 0 + W_T * 1 + S * 2 + A * 3 + T * 4 + G * 5)$	2.21	1.97	5	0

Definiciones:  $\bar{X}$  media aritmética;  $\sigma$  = desviación estándar;  
Máx. = máximo; Mín. = mínimo.